

EFICIENCIA TÉCNICA EN HATOS LECHEROS DE COSTA RICA¹

Bernardo Vargas-Leitón², Oscar Solís-Guzmán², Fernando Sáenz-Segura³, Héctor León-Hidalgo⁴

RESUMEN

Eficiencia técnica en hatos lecheros en Costa Rica. El objetivo de este trabajo fue cuantificar índices de eficiencia técnica de 1086 hatos lecheros de Costa Rica (año 2007) utilizando Análisis de Frontera Estocástica. El modelo base analizó la variable endógena logaritmo de Producción de Sólidos Lácteos (kg/ha/semana) en función de catorce variables predictoras relacionadas con aspectos físicos y de manejo. El promedio general de sólidos lácteos fue $32,5 \pm 23,5$ kg, siendo más alto en lecherías especializadas intensivas de altura (83,9 kg), seguidas por las intensivas de bajura (51,0 kg), semi-intensivas de altura (33,8 kg), extensivas de bajura (23,0 kg) y doble propósito de bajura (8,5 kg). Las variables predictoras asociadas ($P < 0,001$) con producción de sólidos fueron la carga animal, aplicación de fertilizante, suministro de concentrado, proporción de ganado especializado, altitud y área de pastoreo. Un incremento de 1% en estas variables se asoció respectivamente con cambios de 0,85%, 0,07%, 0,07%, 0,19%, 0,15% y -0,10% en sólidos lácteos. El promedio general de eficiencia técnica fue $0,75 \pm 0,09$. Al agregar la tipología de hato como variable predictora en el modelo el promedio de eficiencia se incrementó a $0,79 \pm 0,07$; mientras que al ajustar el modelo separadamente para cada tipología el promedio de eficiencia fue de $0,77 \pm 0,11$. Se prefirió este último estimado, ya que reflejó de manera más adecuada la heterogeneidad en la elasticidad de las variables predictoras entre distintas tipologías.

Palabras claves: modelos estocásticos, Cobb-Douglas, frontera de producción.

ABSTRACT

Technical efficiency in dairy herds from Costa Rica. The objective of this work was to quantify technical efficiency in 1086 dairy farms from Costa Rica (year 2007) using Stochastic Frontier Analysis. The base model analyzed the endogenous variable logarithm of Milk Solids (kg/ha/week) as a function of 14 different predictive variables related to physical and management aspects. Overall mean for milk solids was 32.5 ± 23.5 kg, with the highest mean for typology of Specialized Intensive Dairy Herds from the Highlands (83.9 kg), followed by Intensive Dairy Herds from the Lowlands (51.0 kg), Semi-Intensive Dairy Herds from the Highlands (33.8 kg), Extensive Dairy Herds from the Lowlands (23.0 kg) and Dual Purpose Herds from the Lowlands (8.5 kg). Variables associated ($P < 0,001$) to milk solids were stocking rate, fertilizer application, concentrate feeding, proportion of cattle from specialized dairy breed, altitude and grazing area. An increase of 1% in these variables was associated with a change of 0,85%, 0,07%, 0,07%, 0,19%, 0,15% and -0,10% in milk solids, respectively. Overall technical efficiency was $0,75 \pm 0,09$. When farm typology was added as a predictor into the model, efficiency increased to $0,79 \pm 0,07$, whereas adjusting the model separately for each farm typology resulted in an overall efficiency of $0,77 \pm 0,11$. The latter was preferred because better reflects heterogeneous elasticity of predictive variables between different typologies.

Keywords: stochastic models, Cobb-Douglas, production frontier.

¹ Recibido: 18 de febrero, 2014. Aceptado: 3 de setiembre, 2014. Este estudio se realizó dentro del marco del proyecto de investigación SIA 0050-11, Universidad Nacional, Costa Rica.

² Universidad Nacional, Posgrado Regional en Ciencias Veterinarias Tropicales. Costa Rica. Apdo. Postal 304-3000. bernardo.vargas.leiton@una.cr, osolisguzman@ina.ac.cr

³ Universidad Nacional, Centro Internacional de Política Económica para el Desarrollo Sostenible (CINPE). Costa Rica. Apdo. Postal 2393-3000. fernando.saenz.segura@una.cr

⁴ Cooperativa Dos Pinos, Programa de Transferencia Tecnológica, Sede Alajuela. Costa Rica. Apdo Postal 179-4060. hleon@dospinos.com



INTRODUCCIÓN

Los hatos lecheros en Costa Rica atraviesan una etapa difícil, debido al incremento sostenido en los costos de los principales insumos (González-Echeverría, 2012). Ante esta situación, se hace imperativa la necesidad de incrementar los niveles de eficiencia técnica y competitividad de las unidades de producción (González-Echeverría, 2012). Una mayor eficiencia técnica de la empresa ganadera, aumenta sus probabilidades de perdurar en el tiempo y de responder a los cambios que puedan suceder en el entorno. La evaluación de la eficiencia de las empresas individuales además de ser fundamental, es de gran importancia para la formulación de políticas de desarrollo (Fernández et al., 2005).

Una manera de medir el grado de eficiencia técnica de una empresa pecuaria es mediante el uso de funciones de producción que cuantifican la relación existente entre los factores productivos (tierra, capital, animales, etc) y los productos generados (leche, carne, lana, etc) (Toro et al., 2010). Entre las funciones de producción utilizadas en la agricultura, destaca la función Cobb-Douglas (Cobb y Douglas, 1928). Esta función de producción permite estimar la cantidad máxima de producto que puede obtenerse para una determinada combinación de insumos.

Las funciones de producción pueden incorporar elementos aleatorios, mediante el uso de modelos de Análisis de Frontera Estocástica (AFE) (Aigner et al., 1977; Meussen y van den Broek, 1977). Los modelos AFE son de la forma $Y_i = f(X_i, \beta_i) \varepsilon_i^{(V_i - U_i)}$, donde Y_i es una variable endógena relacionada con el nivel de producción alcanzado por la unidad de producción i , f representa una determinada función de producción; p.e la función Cobb-Douglas, relaciona al vector de insumos x_i con el producto Y_i a través del vector de parámetros β , que a su vez refleja la elasticidad del producto (Y_i) a los incrementos en distintos tipos de insumos (X_i).

Por su parte ε_i es una perturbación compuesta por dos elementos: V_i y U_i . El componente V_i es una perturbación simétrica que recoge las variaciones aleatorias en la producción debido a factores tales como errores aleatorios, errores en la observación y medida de los datos o incluso la suerte; entre otros, y se supone que se distribuye idéntica e independientemente como una distribución $N(0, \sigma_v^2)$ (Iráizoz et al., 1998). El

componente U_i es un término asimétrico que recoge la *ineficiencia técnica* de las explotaciones, con distribución independiente de V_i , y satisface que $U_i \geq 0$ (Iráizoz et al., 1998). En el caso hipotético de $U_i = 0$ las unidades de producción operarían en un nivel máximo de eficiencia técnica. Se deben asumir distribuciones estadísticas para U_i que sean unilaterales, entre las cuales las más utilizadas son la seminormal y la exponencial (Aigner et al., 1977).

Un problema que se plantea en estos modelos es que la perturbación U_i no es observable directamente, por lo que para obtener la eficiencia técnica (ET) de cada explotación, es necesario estimarla a partir de la distribución condicionada de U_i dada la perturbación compuesta ε_i (Jondrow et al., 1982; Battese y Coelli, 1988). Actualmente existen varias aplicaciones que permiten la estimación de modelos AFE mediante métodos de Máxima Verosimilitud (Coelli, 1992; Greene, 1995; SAS Institute, 2010).

Existen varios antecedentes del uso de modelos AFE para el análisis de explotaciones lecheras (Iráizoz et al., 1998; Lawson et al., 2004; Álvarez y Del Corral, 2008; Murova y Chidmi, 2009; Cabrera et al., 2010; Cursack et al., 2010; Richards y Jeffrey, 2010). En la mayoría de los casos la variable endógena de producción (Y_i) consiste en la cantidad de leche producida y los factores de producción generalmente involucran variables relacionadas con la tierra, los animales, la mano de obra, el sistema de alimentación y otros de carácter similar.

Se han reportado asociaciones positivas entre la producción (por individuo o por área) y variables tales como la carga animal, el mejoramiento genético de los rodeos y la dotación de mano de obra (Cursack et al., 2010). En otro estudio, los hatos intensivos se encontraron más próximos a sus fronteras de eficiencia en comparación con hatos extensivos (Alvarez et al., 2008). Asimismo, se reportaron asociaciones importantes entre eficiencia técnica y variables relacionadas con los recursos tierra, mano de obra y alimentación de los animales (Murova y Chidmi, 2009).

En una revisión de once estudios en los que se utilizó la metodología AFE con hatos lecheros, se reportó una media global de ET de 0,80, variando entre 0,59 y 0,89 (Schilder y Bravo, 1993). Otra revisión con base en nueve estudios donde utilizaron AFE en hatos lecheros se encontraron medias de ET entre 0,70 y 0,89 (Moreira et al., 2004). Un estudio más reciente

reportó un nivel promedio de ET de 0,88 en un conjunto de 273 hatos lecheros (Cabrera et al., 2010).

La mayoría de los estudios sobre AFE están basados en el supuesto de que la tecnología es común para todos los productores (Álvarez y Del Corral, 2008). Esto puede ser erróneo, sobretodo en hatos lecheros que se encuentran en condiciones agroecológicas diversas y trabajan con diferentes sistemas de producción. Por esta razón, se ha sugerido que la determinación del nivel óptimo de producción debe realizarse dentro de grupos de unidades con similares niveles de tecnología, es decir, con similares condiciones de genética, sistema de producción, tipos y precios de insumos y restricciones presupuestarias (Álvarez et al., 2008).

Una forma de considerar el nivel tecnológico es realizar una clasificación previa de las unidades de producción, mediante métodos tales como el análisis de conglomerados (Álvarez y Del Corral, 2008) o la utilización de modelos AFE con clases latentes (Álvarez y Del Corral, 2010). De esta manera, los estimados de ET son ajustados por las posibles diferencias existentes en nivel de tecnología. Álvarez y Del Corral (2010) reportaron niveles de ET de 0,87 y 0,93 para hatos extensivos e intensivos utilizando un modelo de AFE mientras que los estimados respectivos fueron de 0,93 y 0,97 en un modelo AFE con clases latentes.

El objetivo del presente estudio fue comparar tres modelos diferentes de AFE para estimar los índices de eficiencia técnica (ET) de hatos lecheros en Costa Rica durante el año productivo 2007.

MATERIAL Y MÉTODOS

Agrupación previa de los hatos

Los datos utilizados fueron previamente descritos por Vargas-Leitón et al. (2013). Se contó con información procedente de 1086 hatos lecheros agremiados a la Cooperativa de Productores de Leche Dos Pinos R.L. La información analizada se obtuvo principalmente del último censo realizado por esta cooperativa durante el año 2007, en el cual se indagó sobre aspectos relacionados con variables físicas y agroecológicas de la finca, inventarios de animales, manejo nutricional, uso de mano de obra, tipo de pasturas, uso de fertilizantes y administración.

En forma paralela, se contó con registros automatizados de cantidad y calidad de la leche entregada por cada productor, expresados como promedio de las 52 semanas del año. Además de información complementaria de registros comerciales automatizados de la empresa, detallando las ventas de alimento concentrado de diversos tipos, como promedio de 52 semanas anuales a los productores afiliados. Se incorporó también información de geoposicionamiento de los hatos, la cual se utilizó en combinación con mapas digitalizados de suelos, modelos de elevación digital y datos climatológicos de temperatura y precipitación, con el fin de obtener estimaciones puntuales de estas variables para cada hato (Vargas-Leitón et al., 2013).

A partir de la información anterior, se utilizaron técnicas de Análisis de Factores y Análisis de Conglomerados (Hair et al., 1998) que permitieron la identificación de cinco tipologías de hatos (Vargas-Leitón et al., 2013), las cuales serán referidas en adelante como: 1) Lecherías Especializadas Extensivas de Bajura (LEEB, n=374), 2) Lecherías Especializadas Semi-intensivas de Altura (LESA, n=274), 3) Lecherías Especializadas Intensivas de Bajura (LEIB, n=167), 4) Lecherías de Doble Propósito de Bajura (LDPB, n=189) y 5) Lecherías Especializadas Intensivas de Altura (LEIA, n=82). Para una descripción más detallada de las características de estos conglomerados refiérase al estudio de Vargas-Leitón et al. (2013).

Determinación de Eficiencia Técnica (ET)

Para determinar la ET de los hatos bajo estudio, se utilizó la metodología de Análisis de Frontera Estocástica (AFE) (Aigner et al., 1977; Meussen y van den Broek, 1977) con una versión linearizada de la función de producción Cobb-Douglas (Cobb y Douglas, 1928). El modelo base (AFE-BAS) se describe de la siguiente manera:

$$\begin{aligned} \ln(\text{SOL})_i = & b_0 + b_1 \ln(\text{PRC})_i + b_2 \ln(\text{ALT})_i + \\ & b_3 \ln(\text{TEM})_i + b_4 \ln(\text{CON})_i + \\ & b_5 \ln(\text{CAN})_i + b_6 \ln(\text{OBR})_i + b_7 \ln(\text{ADM})_i \\ & + b_8 \ln(\text{SUP})_i + b_9 \ln(\text{FER})_i + \\ & b_{10} \ln(\text{ESP})_i + b_{11} \ln(\text{BAC})_i + b_{12} \ln(\text{CEL})_i \\ & + b_{13} \ln(\text{PAS})_i + b_{14} \ln(\text{FOR})_i + (V_i - U_i) \end{aligned}$$

para $i=1, \dots, 1086$ hatos lecheros, donde:

$\ln(\text{SOL})$ = Variable endógena definida como el logaritmo de la producción de sólidos lácteos en el hato i (kg/sem/ha promedio de 52 semanas en el año 2007),
 b_0 = Intercepto,
 $\ln(\text{PRC})$ = Logaritmo de la precipitación pluvial (mms anuales),
 $\ln(\text{ALT})$ = Logaritmo de la altitud (msnm),
 $\ln(\text{TEM})$ = Logaritmo de la temperatura ($^{\circ}\text{C}$),
 $\ln(\text{CON})$ = Logaritmo del uso de alimentos concentrados (kg/sem/ha),
 $\ln(\text{CAN})$ = Logaritmo de la carga animal (vacas en producción/ha),
 $\ln(\text{OBR})$ = Logaritmo del uso de mano de obra (peones/ha),
 $\ln(\text{ADM})$ = Logaritmo de las horas de gestión administrativa (h/ha),
 $\ln(\text{SUP})$ = Logaritmo del uso de alimentos suplementarios (kg/sem/ha),
 $\ln(\text{FER})$ = Logaritmo de los kg de fertilizante (kg/sem/ha),
 $\ln(\text{ESP})$ = Logaritmo del porcentaje del hato de razas lecheras especializadas (%),
 $\ln(\text{BAC})$ = Logaritmo del conteo bacteriano en leche (UFC),
 $\ln(\text{CEL})$ = Logaritmo del conteo de células somáticas en leche (cel/ml),
 $\ln(\text{PAS})$ = Logaritmo del área de pastoreo (ha pasto/ha prod),
 $\ln(\text{FOR})$ = Logaritmo del área de forraje de corte (ha forraje/ha prod),
 V_i = Componente de error aleatorio $N(0, \sigma_v^2)$,
 U_i = Componente de error aleatorio no negativo, el cual se asume con distribución, relacionado con la Ineficiencia Técnica de la producción y con distribución Semi-Normal $IN(0, \sigma_u^2)$.

Los coeficientes β_1, β_{14} representan las elasticidades (Kumbhakar y Lovell, 2000), porcentuales por estar en escala logarítmica, de la variable de producción de sólidos lácteos (SOL) ante cada incremento de un 1% en cada una de las variables de entrada.

El modelo anterior está basado en el supuesto de que las condiciones para todos los hatos de la población son similares. Se ha sugerido que las evaluaciones de ET deben ser realizadas entre unidades de producción de similar nivel tecnológico (Alvarez et al., 2008). Por este motivo, se exploraron dos alternativas adicionales de ajuste. En la primera alternativa, denominada en adelante AFE-TIP1, se agregó al modelo base la variable predictora categórica de tipología de hato. De

esta manera, se obtuvieron coeficientes aditivos para las cinco tipologías de hatos descritas anteriormente (LEEB, LESA, LEIB, LDPB, LEIA), según clasificación obtenida por Vargas-Leitón et al. (2013). Mediante este modelo, los coeficientes b y los estimados de V y U son corregidos por las diferencias entre estas tipologías. En la segunda alternativa, denominada en adelante AFE-TIP2, se ajustó el mismo modelo base, pero de manera independiente dentro de cada conglomerado. Esto equivale a ajustar cinco diferentes fronteras de eficiencia, cada una con su estimados de V y U , así como cinco diferentes conjuntos de coeficientes b .

Los modelos AFE descritos anteriormente fueron resueltos mediante el procedimiento de máxima verosimilitud implementado en el módulo QLIM (Qualitative and Limited Dependent Variable Model) del programa SAS (SAS Institute, 2010) utilizando tres diferentes algoritmos de optimización: Newton Raphson, Quasi Newton y Gradientes Conjugadas. De esta manera se obtuvieron estimados de magnitud y significancia estadística para los coeficientes b y para los componentes V_i y U_i . Además, se evaluó la bondad de ajuste de los modelos y el cumplimiento de los supuestos estadísticos de homogeneidad, independencia y normalidad de residuos.

A partir de los diferentes modelos se obtuvieron también estimados de la eficiencia técnica de los hatos, la cual está dada por la siguiente fórmula (Jondrow et al., 1982):

$$ET_i = e^{[-E(u_i|\varepsilon_i)]}$$

ET es un índice cuyo valor se encuentra entre 0 y 1, siendo 1 el caso hipotético de un hato que opera en la frontera de máxima eficiencia, cuando $U = 0$. En esta fórmula el valor esperado de U_i condicionado al error ε_i se obtiene como:

$$E(u_i|\varepsilon_i) = \frac{\sigma_u \sigma_v}{\sigma} \left[\frac{f(\varepsilon_i \lambda / \sigma)}{1 - F(\varepsilon_i \lambda / \sigma)} - \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right]$$

donde $\sigma^2 = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$, $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$, f representa la función de densidad normal y F la función de densidad normal acumulada.

Seguidamente, se calculó la correlación de rangos Spearman (Daniel, 2002) entre los estimados de ET obtenidos por los diferentes modelos (AFE-BAS, AFE-TIP1 y AFE-TIP2) y se compararon las distribuciones

de ET entre las distintas tipologías de hato mediante la construcción de diagramas de caja.

Finalmente, a partir del modelo AFE-TIP2 se realizó una estimación de la magnitud de la ineficiencia técnica en términos de kg de sólidos lácteos no producidos, a nivel de tipología de hato. Esta ineficiencia se cuantificó con base en la diferencia entre la producción promedio real de sólidos lácteos observada para cada tipología de hato (SOL_{obs}) y la producción potencial máxima de acuerdo con su nivel promedio de eficiencia actual ($SOL_{max} = SOL_{obs} / ET$).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Características de la variable endógena

La distribución de la variable endógena en la publicación estudiada, presentó un sesgo negativo, con un 75%, 50% y 25% de los hatos con $\log(SOL)$ menores de 3,80; 3,30 y 2,70, respectivamente; equivalentes a producciones de 44,7; 27,1 y 14,9 kg sólidos lácteos/semana/ha (Figura 1). En la escala original, se observó un promedio de 32,5 kg de sólidos lácteos/semana/ha con una desviación estándar de 23,5 kg.

Las diferencias en producción de sólidos lácteos entre conglomerados fueron todas significativas ($P < 0,05$, Cuadro 1). La mayor producción promedio se

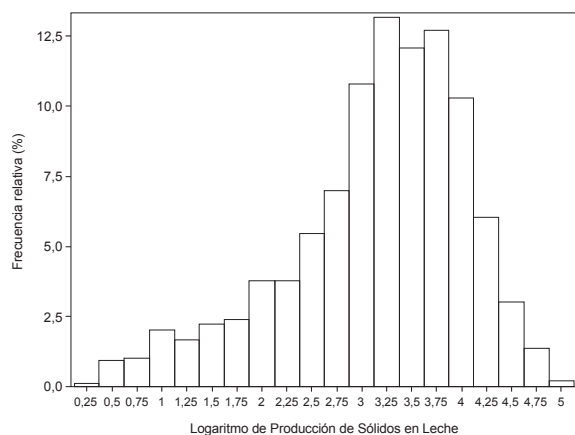


Figura 1. Histograma de frecuencias relativas de la variable Logaritmo de la Producción de Sólidos lácteos dentro de la población de 1086 hatos lecheros bajo estudio. Costa Rica. 2007.

Cuadro 1. Producción promedio de sólidos lácteos (\bar{x}), desviación estándar (D.E) y límites inferior (LI) y superior (LS) de Intervalos de Confianza (IC-95%) según tipología de hato. Costa Rica. 2007.

Tipología de hato ¹	n	kg sólidos ² \bar{x}	D.E	LI IC-95%	LS IC-95%
LEEB	374	23,0 d	10,0	22,0	24,1
LESA	274	33,8 c	15,4	32,0	35,7
LEIB	167	51,0 b	14,5	48,8	53,2
LDPB	189	8,5 e	6,9	7,5	9,5
LEIA	82	83,9 a	21,0	79,3	88,5

¹ LEEB: lecherías especializadas extensivas de bajura, LEA: lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: lecherías de doble propósito de bajura, LEIA: lecherías especializadas intensivas de altura.

² Medias con literales distintas difieren significativamente según test de Bonferroni ($P < 0,05$). Las comparaciones fueron realizadas en escala logarítmica.

observó en los hatos del conglomerado LEIA, seguida por los conglomerados LEIB, LEA, LEEB y LDPB.

Estas diferencias fueron congruentes con las características de cada tipología de hato descritas por Vargas-Leitón et al. (2013). Los hatos de la tipología de mayor producción (LEIA) correspondieron a lecherías intensivas altamente tecnificadas, con ganado puro especializado, generalmente establecidas sobre los 1600 msnm con temperatura promedio por debajo de los 19 °C; estas eran hatos con alto uso de concentrado, suplementos, fertilizantes, mano de obra y administración. En el otro extremo, la tipología con menor producción promedio (LDPB) estuvo conformada casi exclusivamente por hatos de doble propósito, con ganado no especializado producto de cruces *Bos indicus* × *Bos taurus*; fueron hatos que se encontraban principalmente en las zonas bajas y húmedas con temperaturas promedio superiores a 25 °C. Utilizaban menos concentrado, suplementos alimenticios, fertilizantes, mano de obra y administración. Presentaron una menor carga animal y dependían en mayor grado del pastoreo.

Las demás tipologías correspondieron a niveles intermedios entre los dos casos anteriores. La tipología con la segunda mejor producción de

sólidos (LEIB) correspondió a lecherías intensivas con ganado especializado, ubicadas en zonas bajas con temperaturas y precipitaciones altas. En esta tipología hubo una alta incidencia de sistemas semiestabulados, completos o combinados con pastoreo, los cuales predominaban sobre el pastoreo continuo. La tipología LEEB, con el tercer promedio de producción de sólidos, incluyó mayormente lecherías especializadas de bajura, en zonas calientes y húmedas, pero a diferencia de las LEIB eran más extensivas, ya que predominó el pastoreo y utilizaban menos concentrado y suplementos por hectárea. La tipología LESA, con el cuarto promedio de producción de sólidos, correspondió a lecherías semi-intensivas con ganado especializado, ubicadas en zonas altas con menores temperaturas. Estos hatos utilizaban menos concentrado, suplementos y fertilizantes que los sistemas intensivos de LEIA.

Análisis de Frontera Estocástica (AFE)

Al ajustar los modelos AFE-BAS y AFE-TIP1 mediante el procedimiento QLIM se alcanzó la convergencia en pocas iteraciones con los tres algoritmos de optimización (Newton Raphson, Quasi-Newton y Gradientes Conjugadas), obteniéndose en todos los casos estimados altamente coincidentes y congruentes de los coeficientes de regresión β y del error aleatorio V . Sin embargo, en los tres casos el estimado de ineficiencia (U) presentó un valor muy bajo, que no difirió significativamente de 0. El mismo resultado se obtuvo para los modelos AFE-TIP2 que se ajustaron dentro de dos de las tipologías (LESA y LDPB). Técnicamente, este resultado se interpretaría como que los hatos funcionan a un nivel óptimo de eficiencia, lo cual no es congruente con la realidad observada. Al consultar estudios previos sobre el tema, se encontró que este resultado corresponde a una anomalía en la convergencia de modelos AFE que aparece con cierta frecuencia y que ha sido descrita ampliamente por varios investigadores (Waldman, 1982; Greene, 2008; Almanidis y Sickles, 2012; Hafner et al., 2013). Esta anomalía ocurre cuando los residuales del modelo AFE están positivamente sesgados, situación que se confirmó con los datos de este estudio, ya que en todos los casos problemáticos se observaron coeficientes de sesgo ligeramente positivos para los residuales. Ante esta situación, los

expertos han sugerido varias alternativas, tales como ampliar el tamaño de muestra, cambiar la distribución asumida para U , especificar valores iniciales para U y V , o reespecificar el modelo (Greene, 2008; Almanidis y Sickles, 2012).

El tamaño de muestra no fue limitante en el presente trabajo y además ha sido demostrado que no es un factor determinante en la ocurrencia de este problema (Almanidis y Sickles, 2012). Por otro lado, al experimentar con varios rangos de valores iniciales para U y V los resultados fueron idénticos a los obtenidos inicialmente. Se cambió la distribución seminormal asumida para U por las distribuciones exponencial y normal truncada. En el primer caso no se logró la convergencia y en el segundo caso, el procedimiento incurre en errores numéricos. La reespecificación del modelo tampoco fue una solución viable en esta investigación por cuanto la anomalía no fue causada por una variable en especial, sino por una combinación de variables, entre ellas la carga animal (CAN), el uso de concentrado (CON) y la aplicación de fertilizante (FER), que son precisamente las de mayor impacto sobre la variable endógena.

Otra alternativa que se ha sugerido es imponer restricciones del tipo $U > x$, con $x > 0$, como opción para dirigir el proceso de convergencia hacia soluciones más congruentes para U (Almanidis y Sickles, 2012). Esto ciertamente funcionó en este caso, pero los valores de U siempre convergieron al valor pre-asignado para x , siendo por lo tanto, una solución subjetiva que tiene la desventaja adicional de no reportar un estimado de error estándar ni un valor de significancia para U . La mejor solución a este problema fue definir un criterio de convergencia basado en un valor meta para la función objetivo (log Verosimilitud). Este valor meta se definió con base en la tendencia observada en el proceso de optimización. Todos los algoritmos mostraron consistencia en el proceso de aproximación hacia la solución final, observándose que el parámetro U tendió a perder consistencia hacia el final de la optimización, mientras que los demás coeficientes del modelo tendieron a mantener valores estables. Basados en esta observación, se definió un valor meta de convergencia para la función objetivo que coincidiera con valores consistentes de U . De esta manera se logró obtener estimados de ineficiencia (U) significativamente diferentes de cero ($P < 0,001$), libres de restricciones subjetivas y altamente congruentes con

estimados reportados en estudios previos. En adición, los estimados de regresión (β) para las variables predictoras y el error aleatorio (V) fueron en todos los casos prácticamente iguales, tanto en magnitud como en significancia estadística, a los que se obtuvieron por el proceso de convergencia usual que se utilizó inicialmente. Siguiendo el procedimiento de ajuste descrito anteriormente con el algoritmo Newton-Raphson se obtuvieron estimados consistentes para los modelos AFE-BAS y AFE-TIP1 (Cuadro 2), así como para AFE-TIP2 (Cuadro 3).

Resultados del Modelo AFE-BAS. En este modelo tanto el componente de error aleatorio (V) como el de ineficiencia (U) fueron altamente significativos ($P < 0,001$). Además, el componente de ineficiencia fue considerablemente mayor al componente de error aleatorio ($\lambda = 1,34$).

Las variables de entrada con efecto altamente significativo ($P < 0,001$) sobre la producción de sólidos fueron altitud (ALT), suministro de concentrado (CON), carga animal (CAN), fertilizante (FER), porcentaje de ganado especializado (ESP) y área de pastoreo (PAS). Todas estas variables, excepto PAS, presentaron elasticidades positivas en relación a la producción de sólidos, lo cual fue congruente con lo esperado. La variable con mayor impacto, fue CAN, seguida de ESP, FER, CON, ALT y PAS. Un incremento de 1% en la carga animal se asoció con un aumento de 0,85% en sólidos lácteos; mientras que un incremento de 1% en la aplicación de fertilizante y suministro de concentrado se asociaron con un aumento de 0,07% en producción de sólidos. De igual manera, un aumento de 1% en las variables ESP se asoció con aumentos de 0,15% y 0,19% en la producción de sólidos. Por el contrario, un incremento de 1% en PAS se asoció con una reducción en sólidos lácteos del orden de 0,10%, lo que sugiere una mayor productividad en hatos más intensivos y con menor área de pastoreo, lo cual estuvo acorde a las expectativas.

La producción de sólidos lácteos por hectárea se vio afectada de manera significativa tanto por el suministro de concentrado como por la fertilización, ya que actualmente uno de los mayores problemas de los productores de leche es la dependencia del concentrado y los altos costos de producción que conlleva. Los resultados anteriores demuestran como la producción puede ser incrementada sensiblemente mediante mejoras en el pastoreo. Esto se ratifica

también por la elasticidad positiva observada para la carga animal (CAN) y negativa para el área de pastoreo (PAS), ambas denotando un efecto positivo de la intensificación en el uso de pasturas sobre la productividad del hato.

El nivel de suplementación (SUP) también presentó un efecto altamente significativo ($P < 0,01$) con una elasticidad de 0,01%. Otras variables con efecto significativo ($P < 0,05$) fueron precipitación pluvial (PRE) y mano de obra (OBR), con elasticidades de 0,11% y 0,04%; mientras que el conteo bacteriano (BAC) estuvo en el límite de significancia ($P = 0,05$) pero en este caso con una elasticidad negativa de -0,08%, denotando una asociación inversa con la producción de sólidos. Estos resultados en general estuvieron acordes a lo esperado.

Los resultados anteriores fueron congruentes con los reportados por otros estudios, aunque en la mayoría de los casos la variable endógena analizada fue la producción de leche fluida por hato, y no por unidad de área. A pesar de estas diferencias, se han reportado asociaciones positivas entre la producción de los hatos y variables tales como la carga animal, el mejoramiento genético de los rodeos y la dotación de mano de obra (Cabrera et al., 2010; Cursack et al., 2010). Asimismo, el consumo de concentrado por vaca se ha reportado como una variable de impacto significativo sobre la producción de leche y carne (Schilder y Bravo, 1993; Moreira et al., 2004). Por otro lado, asociaciones positivas significativas entre la eficiencia técnica y las variables relacionadas con la tierra, la mano de obra y la alimentación de los animales, también han sido reportadas previamente (Lawson et al., 2004; Moreira et al., 2004; Murova y Chidmi, 2009). Otros estudios reportaron asociaciones positivas entre nivel de intensificación y eficiencia en hatos lecheros (Alvarez et al., 2008; Cabrera et al., 2013).

Por último, las variables cuyo efecto no fue significativo ($P > 0,05$) fueron la temperatura (TEM), las horas de administración (ADM), el conteo de células somáticas (CEL) y el área de forraje de corte (FOR). La no significancia de la variable TEM, en este caso, se debe a su alta colinearidad con ALT. Esto se pudo confirmar al eliminar ALT del modelo, ya que se obtuvo una alta significancia para TEM, con un β de -0,42, es decir, menor producción de sólidos conforme aumenta la temperatura. En las otras variables, la no significancia reflejó el hecho de que probablemente

Cuadro 2. Estimados de regresión (β), errores estándares (E.E) y estimados de significancia¹ (P) para las variables predictoras incluidas en los modelos de Análisis de Frontera Estocástica: Base (AFE-BAS) y con efecto aditivo por tipología de hatos (AFE-TIP1), ajustados sobre la variable endógena Logaritmo de la Producción de Sólidos Lácteos en 1086 hatos lecheros. Costa Rica. 2007.

Variable	AFE-BAS			AFE-TIP1		
	Beta	E.E	P	Beta	E.E	P
Intercepto	2,14	0,56	<0,001	1,87	0,62	<0,01
Tipologías ²						
LEEB	-	-	-	-0,36	0,06	<0,001
LESA	-	-	-	-0,17	0,05	<0,01
LEIB	-	-	-	-0,18	0,06	<0,01
LDPB	-	-	-	-0,83	0,07	<0,001
LEIA	-	-	-	-	-	-
ln(PRE) ³	0,11	0,05	<0,05	0,14	0,05	<0,01
ln(ALT)	0,15	0,02	<0,001	0,13	0,02	<0,001
ln(TEM)	-0,16	0,13	0,19	0,11	0,14	0,42
ln(CON)	0,07	0,01	<0,001	0,06	0,01	<0,001
ln(CAN)	0,85	0,03	<0,001	0,76	0,03	<0,001
ln(OBR)	0,04	0,02	<0,05	0,04	0,02	0,02
ln(ADM)	-0,01	0,01	0,22	-0,01	0,01	0,41
ln(SUP)	0,01	0,00	<0,01	0,01	0,00	<0,01
ln(FER)	0,07	0,01	<0,001	0,06	0,01	<0,001
ln(ESP)	0,19	0,01	<0,001	0,08	0,02	<0,001
ln(BAC)	-0,08	0,04	0,05	-0,07	0,04	0,08
ln(CEL)	-0,01	0,03	0,60	-0,05	0,02	0,05
ln(PAS)	-0,10	0,02	<0,001	-0,07	0,02	<0,01
ln(FOR)	0,00	0,02	0,90	-0,01	0,02	0,54
Residual (σ_v)	0,28	0,01	<0,001	0,28	0,01	<0,001
Ineficiencia (σ_u)	0,38	0,03	<0,001	0,31	0,03	<0,001
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$	1,34			1,08		
EdE ⁴	1,14			1,18		
Log_verosimilitud	-434			-351		
AIC ⁵	902			744		
Schwarz	988			849		

¹ Valor de significancia para $H_0: \beta=0$ vs. $H_A: \beta \neq 0$.

² LEEB: lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: lecherías de doble propósito de bajura, LEIA: lecherías especializadas intensivas de altura (no presenta estimado en AFE-TIP1 por ser la categoría de referencia).

³ ln(PRE): logaritmo de la precipitación pluvial, ln(ALT): logaritmo de la altitud, ln(TEM): logaritmo de la temperatura, ln(CON): logaritmo del uso de alimentos concentrados, ln(CAN): logaritmo de la carga animal, ln(OBR): logaritmo del uso de mano de obra, ln(ADM): logaritmo de las horas de gestión administrativa, ln(SUP): logaritmo del uso de alimentos suplementarios, ln(FER): logaritmo del uso de fertilizante, ln(ESP): logaritmo del porcentaje del hato de razas lecheras especializadas, ln(BAC): logaritmo del conteo bacteriano en leche, ln(CEL): logaritmo del conteo de células somáticas en leche, ln(PAS): logaritmo del área de pastoreo, ln(FOR): logaritmo del área de forraje de corte.

⁴ EdE: elasticidad o economía de escala ($\sum \beta_i$).

⁵ AIC: criterio de información de Akaike.

Cuadro 3. Estimados de regresión (β) y estimados de significancia¹ (P) para las variables predictoras incluidas en el modelo de Análisis de Frontera Estocástica ajustado dentro de cada tipología de hatos (AFE-TIP2), ajustados sobre la variable endógena Logaritmo de la Producción de Sólidos lácteos en 1086 hatos lecheros. Costa Rica 2007.

Variable	LEEB ²		LESA		LEIB		LDPB		LEIA	
	Beta	P	Beta	P	Beta	P	Beta	P	Beta	P
Intercepto	4,87	<0,01	0,93	0,62	0,63	0,67	5,37	0,16	4,44	0,01
ln(PRE) ³	0,11	0,15	-0,07	0,37	0,04	0,65	0,34	0,05	-0,02	0,86
ln(ALT)	0,10	<0,01	0,33	0,02	0,15	<,001	0,04	0,48	-0,19	0,07
ln(TEM)	-0,54	0,08	0,71	<0,01	0,08	0,85	-1,60	0,17	-0,31	0,29
ln(CON)	0,03	<0,01	0,05	<0,01	0,01	0,44	0,09	<,001	0,45	<,001
ln(CAN)	0,89	<,001	0,62	<,001	0,73	<,001	0,86	<,001	0,17	0,01
ln(OBR)	0,02	0,52	0,08	0,04	-0,02	0,48	0,04	0,41	-0,02	0,62
ln(ADM)	-0,02	0,04	-0,03	0,07	<0,01	0,75	0,02	0,41	<0,01	0,92
ln(SUP)	0,00	0,88	0,03	<,001	0,01	0,04	-0,01	0,68	0,01	0,21
ln(FER)	0,06	<,001	0,05	<,001	0,02	0,07	0,09	<,001	-0,01	0,20
ln(ESP)	0,17	<0,01	0,27	0,11	0,04	0,31	0,05	0,13	0,37	0,17
ln(BAC)	-0,08	0,19	-0,04	0,56	0,08	0,18	-0,20	0,19	0,03	0,71
ln(CEL)	-0,10	0,01	-0,11	0,01	-0,02	0,65	0,06	0,45	-0,05	0,19
ln(PAS)	-0,20	<,001	0,08	0,12	<0,01	0,96	-0,18	0,05	-0,01	0,70
ln(FOR)	0,05	0,25	<0,01	0,90	-0,07	0,03	-0,02	0,73	0,01	0,62
(σ_v)	0,24	<,001	0,21	<,001	0,09	<0,01	0,38	<,001	0,13	<,001
(σ_u)	0,29	<,001	0,41	<,001	0,29	<,001	0,49	<,001	0,18	<0,01
$\lambda = \sigma_u / \sigma_v$	1,18		1,94		3,45		1,28		1,40	
EdE ⁴	0,48		1,96		1,05		-0,41		0,44	
Log_V	-76,5		-98,6		42,7		-98,7		31,1	
AIC ⁵	187		231		-51		231		-28	
Schwarz	254		293		1,71		287		13	

¹ Valor de significancia para $H_0: \beta=0$ vs. $H_A: \beta \neq 0$.

² LEEB: lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: lecherías de doble propósito de bajura, LEIA: lecherías especializadas intensivas de altura (no presenta estimado en AFE-TIP1 por ser la categoría de referencia).

³ ln(PRE): logaritmo de la precipitación pluvial, ln(ALT): logaritmo de la altitud, ln(TEM): logaritmo de la temperatura, ln(CON):logaritmo del uso de alimentos concentrados, ln(CAN):logaritmo de la carga animal, ln(OBR):logaritmo del uso de mano de obra, ln(ADM): logaritmo de las horas de gestión administrativa, ln(SUP): logaritmo del uso de alimentos suplementarios, ln(FER): logaritmo del uso de fertilizante, ln(ESP): logaritmo del porcentaje del hato de razas lecheras especializadas, ln(BAC): logaritmo del conteo bacteriano en leche, ln(CEL): logaritmo del conteo de células somáticas en leche, ln(PAS): logaritmo del área de pastoreo, ln(FOR): logaritmo del área de forraje de corte.

⁴ EdE: elasticidad o economía de escala ($\sum \beta_i$).

⁵ AIC: criterio de información de Akaike.

no son variables determinantes para la producción de sólidos lácteos.

Resultados del modelo AFE-TIP1. En general los resultados fueron altamente consistentes y congruentes

con el modelo AFE-BAS, siendo la principal diferencia la magnitud del estimado de ineficiencia (U).

Tanto el componente de error aleatorio (V) como el de ineficiencia (U) fueron altamente significativos

($P < 0,001$), pero en este caso, ambos fueron de magnitudes similares entre sí (Cuadro 2) obteniéndose un valor de $\lambda = 1,08$. Como se observó, el componente de ineficiencia se redujo de 0,38 (AFE-BAS) a 0,31 (AFE-TIP1), mientras que el error aleatorio (V) se mantuvo igual en ambos modelos; es decir, parte de la variación que era asignada como «ineficiencia» en el modelo AFE-BAS pasó a formar parte del efecto aditivo de tipología de hato en el segundo modelo. Este fue el objetivo de la inclusión de este efecto en el modelo, ya que las diferentes tipologías tienen distinto nivel o facilidad de acceso a tecnología, así como también distintas circunstancias agroecológicas que deben ser consideradas antes de medir su eficiencia técnica.

Otro aspecto a señalar es la reducción en la magnitud de los valores de Log Verosimilitud, AIC y Schwarz para el caso del modelo AFE-TIP1, lo que pudo interpretarse como una mejora en el ajuste del modelo que resultó al agregar el efecto de tipología de hato. Se observó que los coeficientes aditivos obtenidos para los primeros cuatro conglomerados (LEEB, LESA, LEIB, LDPB) fueron todos negativos, lo que significa que la producción de sólidos fue menor en estos hatos con respecto a la tipología de referencia (LEIA), como se describió anteriormente. La diferencia más amplia se observó con respecto a la LDPB, con un estimado de -0,81.

Las variables predictoras con efecto altamente significativo ($P < 0,001$) fueron casi las mismas que en el modelo AFE-BAS (ALT, CON, CAN, FER y ESP), todas positivamente asociadas con producción de sólidos. Sin embargo, se observaron pequeñas reducciones en la magnitud de los coeficientes, lo que pudo deberse a que los hatos dentro de una misma tipología fueron más homogéneos entre sí que los hatos de distintas tipologías. Esto fue más evidente, por ejemplo, en la variable ALT, ya que los hatos dentro de una misma tipología tendieron a pertenecer a zonas ubicadas en un rango más reducido de altitud; aun así, esta variable todavía siguió siendo altamente significativa.

Las variables con efecto altamente significativo ($P < 0,01$) fueron PRE, PAS y SUP con elasticidades de 0,14, -0,07% y 0,01%, respectivamente. La tendencia fue nuevamente similar al modelo AFE-BAS, pero también con reducciones en la magnitud de los coeficientes, principalmente para PRE y PAS. La mano de obra (OBR) también mantuvo una asociación significativa ($P < 0,05$) y una elasticidad idéntica al modelo anterior

(0,04%). Por otra parte, la variable de conteo bacteriano (BAC) fue la única que ligeramente perdió significancia en relación al modelo AFE-BAS, pero la magnitud y sentido de la elasticidad fue similar a la anterior (-0,08 vs. -0,07). Lo contrario sucede con la variable de conteo de células somáticas (CEL), la cual mejoró su significancia e incrementó ligeramente la magnitud de su elasticidad con respecto al modelo base (-0,01 vs. -0,05).

Por último, las variables de temperatura (TEM), administración (ADM) y el área de forraje de corte (FOR) tampoco fueron significativas en este modelo, al igual que en el AFE-BAS.

Resultados del modelo AFE-TIP2. En ambos modelos descritos anteriormente, se asumió que la relación entre las variables predictoras y la endógena fue homogénea para los hatos de diferentes tipologías. Esto pudo ser incorrecto, ya que, por ejemplo, en algunas tipologías pudo haber mayor (o menor) dependencia de concentrado. Esto se confirmó al observar los resultados del modelo AFE-TIP2 (Cuadro 3).

Se observaron diferencias en la magnitud y significancia de las elasticidades (β) estimadas para una misma variable en diferentes tipologías. En el caso del concentrado, la elasticidad obtenida para la tipología LEIA fue mucho mayor a las demás, lo que pudo deberse a que en estos hatos se hizo un uso más intensivo de este insumo (Vargas-Leitón et al., 2013). Por el contrario, el fertilizante presentó una elasticidad no significativa, lo que también fue congruente con una menor dependencia de la pastura en estos hatos. Esto se ratifica también al observar la no significancia de la variable relacionada con el área de pastoreo.

La única variable con una elasticidad significativa y positiva en todas las tipologías fue la carga animal, aunque nuevamente presentó una magnitud menor en la tipología LEIA, de nuevo pudo relacionarse a una mayor dependencia del insumo concentrado en este grupo de hatos. De manera similar, la elasticidad correspondiente a la variable PAS solo fue significativa para las tipologías LEEA y LDPB, lo que es congruente con el hecho de que eran los hatos más extensivos y más dependientes del pastoreo (Vargas-Leitón et al., 2013), observándose una relación inversa entre área de pastoreo y productividad, según se discutió anteriormente.

Se observó como los estimados de V y U fueron altamente significativos en todos los casos, aunque con magnitudes variables. Se obtuvieron mayores valores

de U para los grupos LDPB y LESA, seguidos por, LEEB, LEIB y LEIA.

Estimados de Eficiencia Técnica (ET)

El promedio general de ET basado en el modelo con tipología como efecto aditivo (AFE-TIP1) fue 2% y 4% mayor que en los modelos AFE-TIP2 y AFE-BAS, respectivamente (Cuadro 4). Esto se debió, como se describió anteriormente, a que la inclusión del efecto aditivo de tipología en el modelo AFE-TIP1 redujo notablemente el estimado de ineficiencia.

El incremento en ET obtenido del AFE-TIP1 con respecto a AFE-BAS fue altamente significativo ($P<0,001$) en todas las tipologías, pero fue más marcado en los LDPB, con un aumento de 8% ($P<0,001$), mientras que para las lecherías especializadas intensivas en altura (LEIA) fue de tan solo 1% ($p<0,001$). Esto era de esperar, por cuanto la tipología LEIA fue la que se utilizó como categoría de referencia en el modelo AFE-TIP1. Del mismo modo, la tipología LDPB presentó el coeficiente aditivo de mayor magnitud por ser la que más difiere con respecto a LEIA.

Las ET obtenidas del modelo AFE-TIP2 se calcularon a partir de cinco distintas fronteras de eficiencia, razón por la cual tendieron a ser más

variables y a presentar diferencias más marcadas entre las tipologías (Cuadro 4 y Figura 2). Aunque el ordenamiento relativo de las distintas tipologías, según AFE-TIP2, fue similar al obtenido para AFE-BAS, se apreció una diferencia de 17% entre los hatos más eficientes (LEIA) y los menos eficientes (LDPB).

Se observó como las diferencias entre promedios de ET de diferentes tipologías obtenidos por el modelo AFE-BAS y AFE-TIP2 tendieron a ser significativas ($P<0,05$), mientras que para el modelo AFE-TIP1 no lo fueron (Cuadro 4), precisamente porque las diferencias entre tipologías fueron absorbidas en este modelo.

Al comparar las distribuciones obtenidas de la variable ET para distintas tipologías (Figura 2), se observó que hubo una mayor dispersión en el grupo de hatos de LDPB, al contrario de las tipologías de lecherías intensivas (LEIA y LEIB). Además, se apreció como hubo una menor dispersión en los estimados de ET obtenidos del modelo AFE-TIP1 en comparación con AFE-BAS. La correlación de rangos Spearman entre estimados de ET obtenidos por diferentes modelos fue de 0,91 (AFE-BAS vs. AFE-TIP1), 0,74 (AFE-BAS vs. AFE-TIP2) y 0,76 (AFE-TIP1 vs. AFE-TIP2). Esto sugirió una alta coincidencia en el ordenamiento relativo de los hatos según ET obtenido a partir de AFE-BAS y AFE-TIP1, pero con menor grado de coincidencia con respecto a AFE-TIP2.

Cuadro 4. Promedios (\bar{x}) e intervalos de confianza (IC95%), general y por tipología de hato, para la variable de eficiencia técnica (ET) en el modelo base (AFE-BAS), con tipología de hato como efecto aditivo (AFE-TIP1) y con ajuste independiente por tipología de hato (AFE-TIP2) en 1086 hatos lecheros. Costa Rica. 2007.

Tipología	n	ET (AFE-BAS)		ET (AFE-TIP1)		ET (AFE-TIP2)	
		\bar{x}	DE	\bar{x}	DE	\bar{x}	DE
LEEB	374	0,75 c	0,08	0,79 a	0,07	0,80 b	0,08
LESA	274	0,75 bc	0,09	0,79 a	0,07	0,73 c	0,12
LEIB	167	0,78 a	0,06	0,80 a	0,05	0,80 b	0,12
LDPB	189	0,70 d	0,13	0,78 a	0,10	0,70 d	0,09
LEIA	82	0,78 ab	0,08	0,79 a	0,06	0,87 a	0,06
General	1086	0,75	0,09	0,79	0,07	0,77	0,11

DE: Desviación estándar. LEEB: lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: lecherías de doble propósito de bajura, LEIA: lecherías especializadas intensivas de altura (no presenta estimado por ser la categoría de referencia).

Medias de tipología de hato con literales distintas difieren significativamente entre sí, según el test de Bonferroni ($P<0,05$).

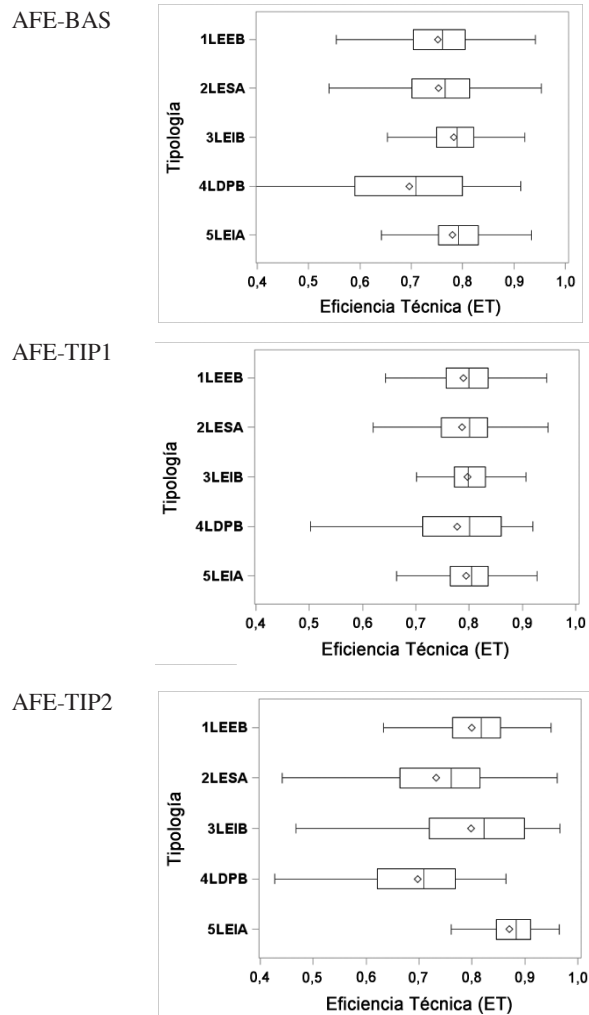


Figura 2. Eficiencia técnica (ET) por tipología de hato para los modelos: base (AFE-BAS), con tipología de hato como afecto aditivo (AFE-TIP1) y con ajuste independiente por tipología de hato (AFE-TIP2), en 1086 hatos lecheros. Costa Rica. 2007.

LEEB: lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: lecherías de doble propósito de bajura, LEIA: lecherías especializadas intensivas de altura.

En el modelo agrupado (AFE-TIP1), los estimados obtenidos de ET fueron “corregidos” o pre-ajustados

por las diferencias aditivas entre tipologías. Este ajuste tuvo por finalidad considerar las diferencias que existen tanto en condiciones agroclimáticas, como en sistemas de producción, acceso a insumos y tecnologías. Esto se confirmó al observar que las diferencias entre medias de conglomerados bajo este modelo no fueron estadísticamente significativas (Cuadro 3) y los rangos de variación por tipología se redujeron sustancialmente (Figura 2). Una ventaja de este modelo, es que permite comparar de manera más justa las ET de hatos de diferentes tipologías. Sin embargo, esto es cuestionable, puesto que parte de las diferencias entre tipologías también pueden deberse a ineficiencia técnica.

Previos análisis de eficiencia realizados con hatos lecheros han reportado resultados similares. En una revisión de once estudios que utilizaron la metodología AFE con hatos lecheros, se reportó una media global de ET de 0,80, variando entre 0,59 y 0,89 (Schilder y Bravo, 1993). En otra revisión realizada, basada en nueve estudios que utilizaron AFE en hatos lecheros, se reportaron medias de ET entre 0,70 y 0,89 (Moreira et al., 2004). Por otra parte, Bravo-Ureta et al. (2008) reportaron estimados de ET de 0,87, 0,85 y 0,81 para hatos de Argentina, Chile y Uruguay, respectivamente. Un estudio más reciente reportó un nivel promedio de ET de $0,88 \pm 0,08$ en un conjunto de 273 hatos lecheros (Cabrera et al., 2010). Murova y Chidmi (2009) reportaron el valor más alto para ET, de 0,98, para 1774 hatos lecheros en USA.

En un estudio similar, se reportaron niveles de ET de 0,87 y 0,93 para hatos extensivos e intensivos utilizando un modelo AFE (Alvarez y del Corral, 2010); mientras que los estimados fueron mayores (entre 0,93 y 0,97), para un modelo AFE de clases latentes. Este resultado es consistente con el obtenido en el presente estudio, donde los estimados de ET para el modelo sin agrupación también fueron menores que los obtenidos después de la agrupación.

Elasticidades de Escala (EdE). Otro parámetro que pudo estimarse a partir de los modelos de AFE fue la Elasticidad de Escala (EdE, Cuadro 2), el cual se obtuvo como la sumatoria de los coeficientes β . Se obtuvieron valores de EdE de 1,14 y 1,18 a partir de los modelos AFE-BAS y AFE-TIP1, respectivamente. Ambos valores fueron mayores que 1, lo que denota que la producción de sólidos lácteos en estos hatos tendió a asociarse positivamente con la escala de

producción. Otros estudios han reportado valores de EdE de 1,00 (Cabrera et al., 2010), 1,13 (Schilder y Bravo, 1993), entre 1,03 y 1,13 (Moreira et al., 2004) o entre 1,07 y 1,23 (Bravo-Ureta et al., 2008). Estos valores son similares, aunque ligeramente inferiores, a los obtenidos para los hatos locales. Una diferencia marcada del presente estudio con respecto a todas las investigaciones consultadas es la inclusión del grupo de LDPB, lo que pudo ser un factor importante en la diferencia observada en la magnitud de EdE.

Una aplicación importante de los modelos AFE en la industria lechera es en la estimación de potenciales de producción, lo que sin duda es una herramienta valiosa para la planificación de la producción y de la inversión.

Se realizó una estimación del potencial máximo de producción basado en los resultados del modelo AFE-TIP2 (Cuadro 5). De acuerdo con esta estimación, en la población de hatos analizada, la producción de sólidos lácteos podría incrementarse hasta un total de 207 547 kg por semana, los cuales equivalen aproximadamente a 1,85 t por semana (96,4 t anuales) de leche fluida. En términos relativos esto significaría aproximadamente un 10% de la producción anual de leche en Costa Rica, la cual se estimó en 966,3 t para el año 2010 (González-Echeverría, 2012). En síntesis, los resultados denotan

que existe un margen de mejora considerable para los sistemas de producción lechera.

Cabe la interrogante sobre cuál de los estimados de ET refleja mejor la realidad de los hatos. El resultado obtenido por el modelo (AFE-TIP2) sería un indicador más útil en este sentido, ya que se obtienen fronteras de producción específicas para las condiciones que presenta cada tipología de hato. En el caso del modelo AFE-BAS se ajusta una única frontera, ignorando las grandes diferencias existentes entre tipologías tanto en el ámbito agroecológico como tecnológico. Por otra parte, el modelo AFE-TIP1 hace un ajuste previo por diferencias entre tipologías, pero asume homogeneidad de elasticidades para una misma variable entre distintas tipologías, lo cual podría no ser cierto en algunos casos, tal y como se comprobó según los resultados obtenidos. Adicionalmente, las tendencias obtenidas para ET según el modelo AFE-TIP2 parecen más congruentes con la realidad observada, donde los hatos intensivos especializados en altura (LEIA) parecían estar más cerca de su frontera de eficiencia, en términos de productividad por área.

Por otra parte, los datos disponibles son de tipo seccional cruzado, por lo que representan una situación estática en un momento dado. Sería

Cuadro 5. Diferencia entre producción real y potencial de sólidos lácteos expresada por hectárea, hato y población para cada tipología de hato en 1086 hatos lecheros. Costa Rica. 2007.

Tipología ¹	n	Producción real (kg)					Producción potencial (kg)		
		\bar{x} Área (ha)	ET ² AFE- TIP2	ha/sem	hato/ sem	población/ sem	ha/sem	hato/ sem	población/ sem
LEEB	374	25,8	0,80	23,0	593	221 759	28,8	741	277 199
LESA	274	27,3	0,73	33,8	922	252 513	46,3	1 262	345 908
LEIB	167	16,8	0,80	51,0	856	142 999	64,0	1 075	179 439
LDPB	189	50,3	0,70	8,5	428	80 797	12,1	611	115 424
LEIA	82	11,6	0,87	83,9	974	79 839	96,4	1 119	91 769
Total (kg)						777 907			1 009 740
Diferencia (Potencial - real)									231 833
Equivalente en leche fluida (12,5% sólidos lácteos)									1 854 661

¹ LEEB: lecherías especializadas extensivas de bajura, LESA: lecherías especializadas semi-intensivas de altura, LEIB: lecherías especializadas intensivas de bajura, LDPB: lecherías de doble propósito de bajura, LEIA: lecherías especializadas intensivas de altura.

² ET: eficiencia técnica estimada por el modelo ajustado para cada tipología de hato (AFE-TIP2).

importante poder contar con datos de panel, es decir, series de datos longitudinales que permitieran medir las tendencias en eficiencia a lo largo del tiempo para cada hato y tipología del mismo. Asimismo, aunado al análisis de eficiencia técnica, sería importante realizar estimaciones de eficiencia económica. Entre los datos disponibles se cuenta con algunas de las principales variables que inciden sobre la economía de los hatos lecheros, tales como la producción por el lado de los ingresos, y el nivel de uso de concentrados, fertilizante y mano de obra por el lado de los costos. Con esta información sería posible obtener un primer estimado de eficiencia económica, el cual puede ser asociado al estimado de eficiencia técnica obtenido.

LITERATURA CITADA

- Aigner, D.J., C.A.K. Lovell, y P. Schmidt. 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *J. Econometrics*. 5:21-38.
- Almanidis, P., y R. Sickles. 2012. The skewness problem in stochastic frontier models: fact or fiction?. En: I. Van Keilegom, y P. Wilson, editors, *Exploring research frontiers in contemporary statistics and econometrics: a festschrift for Léopold Simar*. Springer Publishing, NY, USA. p. 201-227.
- Álvarez, A., y J. Del Corral. 2008. ¿Ineficiencia o diferencias tecnológicas en el sector lechero?. *Rev. Econ. Aplic.* 48:69-88.
- Alvarez, A., y J. Del Corral. 2010. Identifying different technologies using a latent class model: extensive versus intensive dairy farms. *Europ. Rev. Agric. Econ.* 37:231-250.
- Alvarez, A., J. Del Corral, D. Solís, y J.A. Pérez. 2008. Does intensification improve the economic efficiency of dairy farms?. *J. Dairy Sci.* 91:3693-3698.
- Battese, G.E., y T. Coelli. 1988. Prediction of firm level technical efficiencies with a generalised frontier production function and panel data. *J. Econometrics* 38:387-399.
- Bravo-Ureta, B., V. Moreira, A. Arzubi, E. Schilder, J. Alvarez, y C. Molina. 2008. Technological change and technical efficiency for dairy farms in three countries of South America. *J. Agric. Res.* 68:360-367.
- Cabrera, V., D. Solís, y J. Del Corral. 2010. Determinants of technical efficiency among dairy farms in Wisconsin. *J. Dairy Sci.* 93:387-393.
- Cobb, C.W., y P.H. Douglas. 1928. A theory of production. *Amer. Econ. Rev.* 18:139-165.
- Coelli, T.J. 1992. A computer program for frontier production function estimation: FRONTIER Version 2.0. *Econ. Lett.* 39:29-32.
- Cursack, A., M. Castignani, O. Osan, y H. Castignan. 2010. Función de producción en sistemas lecheros de alta producción de la Cuenca Central Santafesina, Argentina. <http://www.fca.unl.edu.ar/tictambo/web/docs/FuncionProduccionSistemasAltaTecnologia.pdf> (Consultado 1 enero 2013).
- Daniel, W.W. 2002. Bioestadística. Base para el análisis de las ciencias de la salud. 4 ed. Limusa, México D.F.
- Fernández, C., G. Koop, y M. Steel. 2005. Alternative efficiency measures for multiple-output production. *J. Econometrics* 126:411-414.
- González-Echeverría, J. 2012. Situación actual y perspectivas del sector lácteo costarricense. Una visión de la Cámara Nacional de Productores de Leche. <http://www.proleche.com/index.php/component/content/article?id=76> (Consultado 1 ene. 2013).
- Greene, W. 1995. LIMDEP Version 7.0 User's manual econometric software, Inc. Bellport, NY.
- Greene, W. 2008. The econometric approach to efficiency analysis. En: H.O. Fried, C. A. Knox Lovell, y S.S. Schmidt, editores, *The measurement of productive efficiency and productivity growth*. Oxford University Press, UK. p. 92-250.
- Hafner, C.M., H. Manner, y L. Simar. 2013. The "wrong skewness" problem in stochastic frontier models: A new approach. Institut de Statistique, Biostatistique et Sciences Actuarielles (ISBA), Université Catholique de Louvain, Bélgica.
- Hair, J.F., R.E. Anderson, R.L. Tatham, y W. Black. 1998. Multivariate data analysis. 5 ed. Prentice Hall College Division, New York, USA.
- Iráizoz, B., M.I. Rapún, y I. Zabaleta. 1998. Análisis de la eficiencia técnica de las explotaciones lecheras. Departamento de Economía, Universidad Pública de Navarra, Navarra, España.
- Jondrow, J., C.A.K. Lovell, I.S. Materov, y P. Schmidt. 1982. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *J. Econometrics* 19:269-294.
- Kumbhakar, S.C., y C.A.K. Lovell. 2000. Stochastic frontier analysis. Cambridge Univ. Press, Cambridge, UK.
- Lawson, L., J. Bruun, T. Coelli, J.F. Agger, y M. Lund. 2004. Relationships of efficiency to reproductive

- disorders in danish milk production: A stochastic frontier analysis. *J. Dairy Sci.* 87:212-224.
- Meeusen, W., y J. van den Broeck. 1977. Efficiency estimation from Cobb-Douglas production function with composed error. *Int. Econ. Rev.* 18:435-455.
- Moreira, V., B. Bravo-Ureta, A. Arzubi, y E. Schilder. 2004. Medidas alternativas de eficiencia técnica en tambos de la Argentina, utilizando una frontera de producción estocástica y datos de panel desbalanceado. <http://www.infolactea.com/descargas/biblioteca/297.pdf> (Consultado 1 ene. 2013).
- Murova, O., y B. Chidmi. 2009. Impacts of Federal Government programs and specific farm variables on technical efficiency of dairy farms. <http://purl.umn.edu/46822> (Consultado 1 ene. 2013).
- Richards, T., y S. Jeffrey. 2010. Economic performance in Alberta Dairy: An Application of the Mimic Model. Staff Paper 98-02. University of Alberta, Edmonton, Alberta, Canada.
- SAS Institute. 2010. The SAS system for Windows. Version 9.3. SAS Inst., Cary, NC, USA.
- Schilder, E.D., y B.E. Bravo. 1993. Análisis de la eficiencia técnica mediante funciones estocásticas de frontera: el caso de la cuenca central Argentina. Artículo presentado en: XXIV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Agraria. Huerta Grande, Córdoba, Argentina. Oct. 1993. No. 11.
- Toro, P., A. García, C. Aguilar, R. Acero, J. Perea, y R. Vera. 2010. Modelos econométricos para el desarrollo de funciones de producción. Universidad de Córdoba, España.
- Vargas-Leitón, B., O. Solís-Guzmán, F. Sáenz-Segura, y H. León-Hidalgo. 2013. Caracterización y clasificación de hatos lecheros en Costa Rica mediante análisis multivariado. *Agron. Mesoam.* 24:257-275.
- Waldman, D.M. 1982. A stationary point for the stochastic frontier likelihood. *J. Econometrics* 18:275-279.

